

Incompatibilidade Escolaridade-Ocupação e Salários: Evidências de uma Empresa Industrial Brasileira

Luiz Alberto Esteves*

Universidade Federal do Paraná e Università di Siena

Versão: 24 de Janeiro de 2007

* Endereço de Correspondência: Avenida Celso Garcia, 5885 bloco 2 apto,51 CEP:03063-000, Bairro Tatuapé, São Paulo/SP. Endereço eletrônico: esteves@ufpr.br

Incompatibilidade Escolaridade-Ocupação e Salários: Evidências de uma Empresa Industrial Brasileira

Resumo

As duas últimas décadas forneceram uma vasta literatura empírica sobre a incompatibilidade escolaridade-ocupação e salários. Evidências sobre a incidência de *over e under-education* são disponíveis para vários países desenvolvidos em diferentes períodos de tempo. Evidências de retornos sobre ORU (*over-education*, educação requerida e *under-education*) também são amplamente disponíveis para estes países. Uma segunda onda de trabalhos empíricos tem focado sobre questões ainda pouco exploradas na literatura: (1) Seriam os retornos sobre ORU um *firm wage effect*?; (2) Seriam os retornos sobre ORU ainda significativos após o controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores?; (3) *Overeducation* decorre de um investimento deliberado dos trabalhadores em suas carreiras? O objetivo deste trabalho é fornecer algumas evidências para as questões acima mencionadas utilizando informações individuais de trabalhadores empregados em uma grande empresa industrial brasileira.

Classificação JEL: J31, J41

Palavras-chave: educação, salários, over-education

Abstract

Job-Schooling mismatch and wages has received too much attention from developed countries researchers. The last two decades has provided a lot of empirical evidences on the incidence of over and under-education across developed countries in different periods, and returns on ORU (over-education, required education, and under-education). A recent wave of empirical works has focused on deeper questions: (i) Are ORU returns a firm wage effect? (ii) Do ORU returns remain significant after controlling for unobserved workers heterogeneity? (iii) Is over-education a deliberate investment decision of workers in their careers? The goal of this paper is to provide evidence for these questions by using personnel records of a large Brazilian manufacturing plant.

JEL Classification: J31, J41

Keywords: education, wages, over-education.

Introdução

A literatura sobre a incompatibilidade entre a escolaridade dos trabalhadores e a educação requerida para o exercício das funções ou ocupações nas quais estes estejam empregados vem sendo amplamente explorada nas últimas duas décadas, principalmente nos países desenvolvidos.

A importância de tal literatura deve-se ao fato que as últimas décadas são caracterizadas por um elevado aumento dos níveis educacionais entre a população dos países ocidentais desenvolvidos. Este aumento na oferta de mão-de-obra qualificada foi acompanhado por um aumento da demanda por postos de trabalho qualificados. A incidência de *overeducation* é um resultado esperado no caso da oferta de mão-de-obra qualificada superar sua demanda.

Desdobramentos destes estudos implicaram também na análise dos retornos (prêmios salariais) sobre ORU (*overeducation, required education e undereducation*). O artigo seminal desta abordagem deve-se a Duncan e Hoffman (1981). Estes autores substituíram a variável escolaridade pela especificação ORU em uma regressão de salários Minceriana. O objetivo dos autores era verificar a incidência de prêmios salariais sobre incompatibilidades entre escolaridade obtida pelos trabalhadores e educação requerida de suas ocupações.

A literatura sobre capital humano advoga que os rendimentos dos trabalhadores seriam basicamente determinados por fatores relacionados à oferta de mão-de-obra. A especificação ORU, por sua vez, introduz um fator de demanda na determinação dos salários ao analisar as diferenças entre a escolaridade obtida e a educação requerida das ocupações. Basicamente, o objetivo de Duncan e Hoffman era fornecer resposta para a seguinte questão: trabalhadores com atributos similares de capital humano seriam diferentemente remunerados por conta das diferenças de educação requerida (compatibilidade e incompatibilidade) de suas ocupações?

Uma grande variedade de trabalhos empíricos foi desenvolvida posteriormente com o objetivo de testar tal hipótese¹. Há na literatura vasta evidência de que os retornos sobre ORU são significativos – o que implica dizer que trabalhadores sobre-educados (sub-educados) percebem prêmios salariais (penalidades) por exercerem uma ocupação com educação requerida inferior (superior) aos seus níveis educacionais.

Embora haja na literatura uma vasta evidência de retornos sobre ORU, uma segunda onda de trabalhos empíricos tenta esclarecer algumas questões ainda pouco exploradas (inclusive entre os países desenvolvidos). As questões relevantes para esta segunda onda de testes empíricos são: (1) seriam os retornos sobre ORU um *firm wage effect*?; (2) seriam os retornos sobre ORU ainda significativos após o controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores?; (3) *overeducation* decorre de um investimento deliberado dos trabalhadores em suas carreiras?

O objetivo deste trabalho é fornecer algumas evidências para as questões acima mencionadas. O presente trabalho divide-se, além desta introdução, em cinco seções. A primeira seção é destinada à descrição da base de dados utilizada, bem como para

¹ Groot & van den Brink (2000) e Hartog (2000) fornecem uma ampla discussão dos resultados empíricos, fatos estilizados, teorias e metodologias econométricas utilizadas na literatura.

reportar estatísticas descritivas. A segunda seção é destinada a analisar os retornos sobre ORU para o caso de uma única empresa industrial – verificar-se-á que tal procedimento possibilita a obtenção de retornos sobre ORU não enviesados pelo *firm wage effect*. A terceira seção é destinada a analisar os retornos sobre ORU após controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores. A quarta seção é destinada a analisar os retornos de investimento sobre *overeducation*. A quinta e última seção é destinada às conclusões e considerações finais.

Dados

Os dados utilizados para os testes empíricos deste trabalho foram obtidos junto aos registros de funcionários de uma grande empresa industrial brasileira, para os anos de 1996, 1997 e 1998. Por motivo evidente de sigilo a razão social da empresa objeto deste estudo não é divulgada (será aqui denominada de “empresa X”). A amostra dispõe de informações individuais de salário, gênero, idade, escolaridade, tempo de emprego e ocupação (3 dígitos CBO) para 16.292 observações de trabalhadores durante todo o período analisado. Estas observações referem-se a uma amostra de 7077 trabalhadores diferentes, sendo que apenas 3749 trabalhadores estão presentes em todos os anos da amostra.

As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste trabalho são reportadas nas tabelas I, II e III (anos de 1996, 1997 e 1998, respectivamente) no anexo ao final do artigo. Para fins de análise comparativa, as estatísticas descritivas estão disponibilizadas para o conjunto de todos os trabalhadores e por distinção de gênero.

As variáveis *overeducation* e *undereducation* foram obtidas através dos excedentes e déficits de escolaridade dos trabalhadores sobre a educação requerida para suas ocupações. A educação requerida foi obtida pelo método de *realized matches*, ou seja, para cada uma das ocupações da empresa (3 dígitos CBO) foi calculada a média e o desvio padrão dos anos de escolaridade dos trabalhadores alocados nas respectivas ocupações. Os trabalhadores sobre-educados (sub-educados) correspondem àqueles cujos anos de escolaridade superam (não superam) a educação requerida calculada através da soma (subtração) da média e um desvio padrão.

Os resultados das estatísticas descritivas correspondem aos fatos estilizados do mercado formal de trabalho brasileiro: os homens constituem a maior fração da mão-de-obra empregada, apresentam maior tempo de emprego, são mais velhos e dispõem de menos anos de escolaridade. Um resultado inusitado é que as mulheres apresentaram maiores rendimentos médios no ano de 1998.

No que diz respeito as variáveis de *overeducation* e *undereducation*, novamente as estatísticas descritivas correspondem aos fatos estilizados da literatura sobre o tema: as mulheres apresentam maiores (menores) percentuais de *overeducation* (*undereducation*). Também é reportada a média da variável *overeducation* (*undereducation*) em anos de excedente (déficit) sobre a educação requerida. Observa-se para esta variável, em geral, uma média de 0,21 anos de excedente (déficit) de escolaridade para o caso de *overeducation* (*undereducation*).

Um ponto importante a ser mencionado aqui é quanto à análise da incidência de *overeducation* e *undereducation* ao longo do tempo. A análise da variabilidade

temporal da incidência de *over* e *undereducation* podem fornecer evidência de deslocamentos da demanda por conta de fatores tecnológicos. Para tanto, seria necessária a utilização de uma medida exógena de educação requerida, tal como as medidas obtidas por meio de dicionários de ocupações (dicionários que estabelecem os requisitos mínimos de escolaridade para cada ocupação). O método de *realized matches* não constitui uma medida exógena de educação requerida, pois tanto os fatores relacionados à oferta quanto à demanda estão influenciando este cálculo.

Uma medida endógena, tal como o *realized matches*, seria de pouca valia para a análise intertemporal de deslocamentos da demanda por trabalho qualificado. Na realidade, as interpretações sobre *over* e *under-education* seriam bem diferentes a partir do tipo de medida utilizado. As medidas exógenas capturariam melhor a noção dos requerimentos tecnológicos de uma ocupação, já as medidas endógenas estariam relacionadas a interpretações de *job assignment* do que de variações de demanda.

Um segundo ponto importante a ser mencionado aqui é quanto à análise comparativa da incidência de *overeducation* e *undereducation* entre países. A utilização do *realized matches* conduz, na grande maioria dos casos, a incidência simétrica de *overeducation* e *undereducation* em torno de 15 % cada. Na realidade, o procedimento de *realized matches* parece utilizar as caudas de uma distribuição normal como medidas de incidência de *over* e *under-education*. No caso das ocupações apresentarem distribuição normal ano a ano, o argumento da ineficiência de tal medida para análise de deslocamentos da demanda é reforçado.

Embora haja diferenças entre as medidas de obtenção de educação requerida e, conseqüentemente, na incidência de *over* e *undereducation*, Hartog (2000) fornece evidências de que os retornos sobre ORU não são sensíveis ao método de obtenção de educação requerida - tanto as medidas exógenas quanto as endógenas implicam em valores de retornos sobre ORU muito similares.

A próxima seção é dedicada a analisar os retornos sobre ORU.

São os retornos sobre ORU um *wage firm effect*?

Introduzo esta seção discutindo os aspectos da metodologia econométrica utilizada pela grande maioria dos trabalhos empíricos sobre ORU, bem como o padrão de resultados verificados na literatura.

Na realidade os trabalhos empíricos utilizam duas especificações diferentes para as equações de salários com fins de obtenção de cálculo de retornos sobre *over* e *undereducation*. A primeira abordagem, aqui denominada DH (Duncan e Hoffman), especifica a equação de salários da seguinte maneira:

$$(1) \ln w_i = \beta_1 Educ_i^A + \beta_2 Oved_i^A + \beta_3 Unded_i^A + X_i' \beta_4 + \varepsilon_i,$$

Onde $Educ_i^A$ representa a educação requerida pela ocupação do trabalhador i , $Oved_i^A$ representa o excedente (em anos) de escolaridade do trabalhador i sobre a educação requerida para a sua ocupação, $Unded_i^A$ representa o déficit (em anos) de escolaridade

do trabalhador i sobre a educação requerida para a sua ocupação, e X_i é um vetor de atributos observáveis de capital humano do trabalhador i .

A segunda abordagem, aqui denominada VV (Verdugo e Verdugo), especifica a equação de salários da seguinte maneira:

$$(2) \ln w_i = \beta_1 Educ_i^B + \beta_2 Oved_i^A + \beta_3 Unded_i^B + X_i' \beta_4 + \varepsilon_i,$$

Onde $Educ_i^B$ representa a escolaridade do trabalhador i , $Oved_i^A$ é uma *dummy* igual a um caso haja excedente de escolaridade do trabalhador i sobre a educação requerida para a sua ocupação, $Unded_i^B$ é uma *dummy* igual a um caso haja déficit de escolaridade do trabalhador i sobre a educação requerida para a sua ocupação, e X_i é um vetor de atributos observáveis de capital humano do trabalhador i .

Embora aparentemente similares, as interpretações dos resultados obtidos a partir destas duas especificações são completamente diferentes, como veremos a seguir.

No que diz respeito aos trabalhos empíricos utilizando a especificação DH (equação1), Hartog (2000) observa o seguinte padrão de resultados:

- Retornos sobre *overeducation* são positivos, porém menores que os retornos sobre educação requerida.
- Retornos sobre *undereducation* são negativos, porém a penalidade para *undereducation* é sempre menor do que o retorno sobre a educação requerida.
- Estas conclusões não são sensíveis ao tipo de medida de educação requerida utilizada.

Tais resultados propiciam dois tipos de comparações: (1) Em uma dada ocupação, com um dado nível de educação requerida, ganhos para trabalhadores sub-educados (sobre-educados) são menores (maiores) quando comparados àqueles trabalhadores com nível educacional compatível com a educação requerida; (2) Trabalhadores com uma dada educação, que tenham uma ocupação que requeira maiores níveis educacionais, são contemplados com maiores ganhos que àqueles trabalhadores com similar educação, porém empregados em ocupações compatíveis. Por outro lado, estes trabalhadores percebem remunerações menores que àqueles trabalhadores que desempenham a mesma ocupação, porém com nível educacional compatível.

No que diz respeito aos resultados obtidos através da especificação VV (equação2) cabe mencionar algumas diferenças da abordagem DH: (i) VV utilizam escolaridade obtida ao invés de educação requerida na função de ganhos; (ii) *overeducation* e *undereducation* são especificadas através de *dummies*. Os fatos estilizados para esta especificação são os seguintes²:

- Retornos sobre *overeducation* são negativos.
- Retornos sobre *undereducation* são positivos.

² Todos os fatos estilizados aqui mencionados são também corroborados por trabalhos empíricos desenvolvidos para a economia brasileira. Santos (2002) utiliza especificações VV com dados da PNAD e Martins e Esteves (2007) utilizam as especificações VV e DH com dados da RAIS e PNAD.

Devido ao fato de condicionar as especificações sobre a educação obtida, o efeito negativo da *dummy* de *overeducation* simplesmente implica que trabalhadores sobre-educados estão em menor nível ocupacional do que aqueles sem sobre-educação. A magnitude destes coeficientes não pode ser comparada com o coeficiente de anos de educação obtida: não são claros quantos anos de *overeducation* o coeficiente da *dummy* se refere.

Trabalhos empíricos que utilizam as duas especificações apresentam o seguinte padrão de resultados:

- Os retornos sobre educação requerida são maiores que os retornos sobre escolaridade obtida.

Após tais considerações, o principal ponto a ser explorado nesta seção é: São estas evidências resultantes de um *wage firm effect*? As regularidades acima mencionadas foram obtidas a partir de estudos para os mercados de trabalho como um todo, logo é concebível inferir que tais resultados, em alguma extensão, sejam influenciados pela seletividade do *matching* entre trabalhadores e firmas. Gautier, Van den Berg, Ours e Ridder (2002) sugerem que os retornos sobre ORU são devidos às especificidades da seleção de trabalhadores entre as diversas firmas. Estes argumentam ainda que a introdução de efeitos fixos firma-ocupação na equação de salários eliminaria a significância de tais retornos.

Dependendo da disponibilidade da medida de educação requerida ao pesquisador, o teste da hipótese mencionada acima é inviável. Suponhamos que o pesquisador utilize um dicionário de ocupações para mensurar a educação requerida, neste caso o problema da seletividade do *matching* entre trabalhadores e firmas permaneceria sem solução, pois a medida seria homogênea para todos os trabalhadores de uma determinada ocupação, independentemente da filiação empresarial.

O mesmo problema se estende para o caso da base de dados disponível ao pesquisador. Caso o pesquisador disponha de uma base de dados similar a PNAD (pesquisa nacional por amostra de domicílios) e efetue o cálculo da educação requerida pelo método de *realized matches*, o problema da seletividade permaneceria sem solução, pois não há qualquer informação sobre o empregador, além do setor de atividade, que possa ser utilizado como controle de efeito firma.

Groeneveld e Hartog (2004) fornecem uma solução bem consistente ao problema. Estes autores utilizam informações individuais de trabalhadores de uma única empresa europeia do setor de energia. As informações dos padrões de seleção de trabalhadores pelo departamento de RH da empresa são utilizadas para mensurar a educação requerida por ocupação. Os resultados obtidos pelos autores não corroboram a hipótese de Gautier e outros, uma vez que, estes resultados reproduzem, sem exceções, os fatos estilizados da literatura.

O presente trabalho, a exemplo de Groeneveld e Hartog, propõe solucionar o problema da seletividade de *matching* mediante a utilização de informações de uma única empresa. Diferentemente destes autores, este trabalho não utiliza (devido à indisponibilidade da informação) os padrões de seleção de trabalhadores da empresa como medida de educação requerida. Alternativamente, o método de *realized matches* é

aplicado especificamente, por ocupação, para o conjunto de trabalhadores desta empresa. Medida esta que seria enviesada caso o cálculo contemplasse todo o conjunto de trabalhadores do mercado de trabalho ou, até mesmo, o conjunto de trabalhadores de uma indústria específica.

Os resultados obtidos por este trabalho estão reportados na tabela IV. Foram estimadas seis regressões diferentes – uma especificação VV e DH para cada ano da amostra. Todos os coeficientes obtidos são significativos e coerentes com os fatos estilizados da literatura: (i) as especificações VV apresentaram sinais negativos (positivos) para os coeficientes de *overeducation* (*undereducation*); (ii) as especificações DH apresentaram sinais positivos (negativos) para os coeficientes de *overeducation* (*undereducation*); (iii) os retornos sobre *overeducation* são positivos, porém menores que os retornos sobre educação requerida; (iv) os retornos sobre *undereducation* são negativos, porém a penalidade para *undereducation* é sempre menor do que o retorno sobre a educação requerida; (v) os retornos sobre educação requerida são maiores que os retornos sobre escolaridade.

Os resultados aqui apresentados, em conjunto com os resultados obtidos por Groeneveld e Hartog, reforçam os fatos estilizados da literatura de retornos sobre ORU e não corroboram os argumentos de que tais retornos perderiam significância após o controle do *wage firm effect*.

Retornos sobre ORU e heterogeneidade não observada dos trabalhadores

Esta seção é dedicada a analisar a significância estatística dos retornos sobre ORU após o controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores.

Uma questão intrigante surge a partir da farta evidência de retornos sobre ORU: Por que as empresas contrariam trabalhadores sobre-educados? Por que estas empresas pagariam a estes trabalhadores um prêmio salarial para a execução de tarefas que poderiam, perfeitamente, ser executadas por trabalhadores com educação compatível a salários menores?

Bauer (2002) argumenta que um potencial problema da literatura repousa sobre o fato de que a vasta quantidade de evidências empíricas disponíveis sobre o assunto é, em sua grande maioria, obtida através de análises *cross-section*. Este autor argumenta que o controle da heterogeneidade não observada poderia ser de grande importância caso a probabilidade de *mismatch* educacional fosse correlacionada com as habilidades inatas dos trabalhadores.

Mediante a utilização de um grande painel de empregadores - empregados da economia alemã para o período de 1984-1998, Bauer demonstra que os retornos sobre ORU são fortemente reduzidos e, na grande maioria das especificações, perdem significância estatística após o controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores.

Este trabalho, a exemplo de Bauer, busca verificar se o controle dos efeitos fixos dos trabalhadores também reduz a significância estatística, bem como os próprios valores dos coeficientes dos retornos sobre ORU.

Há de se considerar uma fragilidade nos resultados a serem reportados neste trabalho: como já mencionado, Bauer utiliza um painel para o período 1984-1998, já o presente trabalho utiliza apenas três anos (1996-1998) de amostra. Devido à curta duração do painel aqui utilizado, pode-se inferir que os regressores não sofram variabilidade suficiente para identificar corretamente os efeitos fixos. Esclarecido o problema da limitação imposta pelo período da amostra, sugere-se cautela na interpretação dos resultados a serem reportados a seguir.

As estimativas de dados de painel apresentadas nesta seção são especificadas em ambas as abordagens, a saber, VV e DH. Os resultados das estimativas de efeitos fixos para trabalhadores são reportados na tabela V ao final do artigo³.

Verifica-se que os resultados aqui obtidos são muito similares àqueles obtidos por Bauer para a economia alemã, ou seja, o controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores reduz significativamente os valores dos retornos sobre ORU e escolaridade. Observa-se que no caso da estimativa para a especificação DH nenhum dos parâmetros ORU são estatisticamente significativos. Já no caso da especificação VV observa-se que apenas o parâmetro para *undereducation* é significativo e apresenta sinal coerente com os fatos estilizados, embora seu retorno seja bem inferior ao obtido pelas estimativas *cross section*. Os retornos sobre a idade dos trabalhadores e o tempo de emprego são positivos, significativos e idênticos nas duas especificações.

Os resultados aqui apresentados corroboram o argumento de Bauer, ou seja, os consideráveis retornos sobre ORU verificados na literatura são, em grande medida, resultantes do viés de variável omitida e, após o controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores, tais prêmios são muito reduzidos ou, até mesmo, não significativos.

Embora os resultados aqui apresentados sejam muito similares aos obtidos por Bauer (mesmo considerando a grande diferença no período de tempo disponível para cada trabalho), sugere-se, mais uma vez, cautela na interpretação dos mesmos. Considerando a disponibilidade crescente de dados longitudinais para vários países, sugere-se ainda que futuras pesquisas venham contemplar de forma mais efetiva esta lacuna da literatura.

***Overeducation* como Investimento?**

Uma última questão a ser endereçada neste trabalho é: por que um trabalhador com um dado nível educacional estaria disposto a ser alocado em uma ocupação que requiera menores níveis de escolaridade?

Uma resposta plausível refere-se ao efeito do desemprego sobre o racionamento de postos de trabalho de melhor qualidade. As especificidades da amostra e da medida de educação requerida utilizadas neste trabalho não propiciam um teste adequado para tal hipótese. Porém, Groot e van den Brink, através de um estudo de meta-análise, fornecem evidências dos efeitos da taxa de crescimento da força de trabalho sobre uma

³ O teste de Hausman foi utilizado para verificar a especificação correta dos modelos obtidos com dados de painel, a saber, efeitos fixos ou randômicos. As estatísticas χ^2 para os modelos VV e DH foram de 1.747 (0,000) e 2.356 (0,000), respectivamente, em favor dos modelos obtidos com efeitos fixos.

maior incidência de *overeducation* - a variável desemprego não foi significativa nestes testes.

Um segundo argumento refere-se às oportunidades de investimento na carreira destes trabalhadores: proponentes da teoria do capital humano argumentam que tais trabalhadores optariam deliberadamente por ocupações com menores requerimentos de escolaridade, uma vez que, tal situação proporcionaria a estes oportunidades de ascensão profissional acima da média.

A literatura empírica sobre este tema é muito incipiente e poucos trabalhos foram desenvolvidos com o objetivo de testar tal hipótese: Sicherman (1991), Robst (1995) e Groeneveld e Hartog (2003) fornecem evidências de que trabalhadores sobre-educados (sub-educados) apresentam maiores (menores) probabilidades de promoções do que trabalhadores com educação requerida; Buchel e Mertens (2000) analisam a taxa de crescimento dos salários ao invés das promoções - estes encontram evidências de que os trabalhadores sobre-educados (sub-educados) apresentam menor (maior) probabilidade de obtenção de crescimento médio de salários acima da média – o que contradiz a hipótese testada; Groeneveld e Hartog também utilizam a taxa de crescimento de salários como medida de retornos sobre investimentos em *overeducation* e encontram resultados completamente distintos daqueles fornecidos por Buchel e Mertens, ou seja, trabalhadores sobre-educados apresentam maiores probabilidades de obtenção de retornos acima da média.

O objetivo desta seção é verificar se os trabalhadores sobre-educados da “empresa X” apresentam maior probabilidade de obtenção de retornos acima da média nos períodos 1996-1997, 1997-1998 e 1996-1998, ou seja, testamos a hipótese de futuros benefícios para a presente situação de sobre-educação.

Este trabalho, a exemplo de Groeneveld e Hartog, testa a versão forte da teoria de investimentos, ou seja, utiliza-se uma variável *dummy* para a mensuração dos retornos acima da média. Na realidade, esta *dummy* recebe valor igual a um para os retornos que excedam a média mais um desvio padrão das taxas de crescimento dos salários da empresa no período t e $t+1$ (o cálculo é obtido apenas para os trabalhadores que estejam presentes nos dois períodos da análise).

Seguindo a especificação padrão da literatura, utiliza-se a variável *dummy* acima mencionada (e aqui denominada de CRS) como variável dependente de um modelo logístico, as variáveis explicativas do modelo referem-se ao período base da análise. Utilizam-se duas especificações distintas para cada período analisado, sendo a primeira com a variável explicativa escolaridade e a segunda com a variável educação requerida. Em todos os modelos são utilizadas as variáveis *overeducation* e *undereducation* em anos, bem como suas interações com a variável idade dos trabalhadores.

Os resultados dos testes empíricos são reportados na tabela VI ao final do artigo. Em todas as regressões a variável *overeducation* apresentou coeficientes positivos, superiores a um e estatisticamente significativos. Verifica-se na comparação das taxas de crescimento de salários entre 96 e 97 que todas as variáveis ORU + escolaridade apresentam coeficientes significativos, porém o coeficiente de *overeducation* sempre implicou em maiores probabilidades de retornos acima da média. Já nos períodos

restantes, 1997-1998 e 1996-1998, apenas o coeficiente da variável *overeducation* apresentou significância estatística.

Outro ponto a mencionar é sobre os resultados da interação da variável idade com a variável *overeducation*: em todas as especificações/períodos esta interação apresentou coeficientes com sinais negativos e significativos. Este resultado é similar àqueles obtidos por Groeneveld e Hartog, a saber: os retornos acima da média são mais prováveis entre os trabalhadores jovens e sobre-educados.

Os resultados acima mencionados corroboram a hipótese de que *overeducation* seja um investimento na carreira dos trabalhadores, principalmente entre aqueles mais jovens. Observou-se aqui que os trabalhadores nestas condições estão mais propensos a obter retornos acima da média que seus pares sub-educados e com educação compatível às suas funções. Tais resultados são muito similares aos obtidos por Groeneveld e Hartog.

Verificou-se que trabalhadores sobre-educados em 1996 apresentaram maior probabilidade de obtenção de retornos acima da média nos anos de 1997 e 1998. Uma sugestão para futuros trabalhos na área é analisar a extensão de tais retornos para um maior período de tempo, ou seja, verificar até que ponto no tempo os investimentos em *overeducation* apresentam probabilidades de retornos acima da média.

Considerações Finais

Evidências sobre a incidência de *overeducation*, *undereducation* e retornos sobre ORU são amplamente disponíveis para vários países desenvolvidos em diferentes períodos de tempo. Uma segunda onda de trabalhos empíricos tem focado sobre questões ainda pouco exploradas nesta literatura: (1) Seriam os retornos sobre ORU um *firm wage effect*?; (2) Seriam os retornos sobre ORU ainda significativos após o controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores?; (3) *Overeducation* decorre de um investimento deliberado dos trabalhadores em suas carreiras? O objetivo deste trabalho foi fornecer algumas evidências para tais questões utilizando informações individuais de trabalhadores empregados em uma grande empresa industrial brasileira.

Este trabalho contribui para literatura ao fornecer as seguintes evidências:

- (1) Os resultados aqui apresentados reforçam os fatos estilizados da literatura de retornos sobre ORU e não corroboram com os argumentos de que tais retornos perderiam significância após o controle de *wage firm effect*.
- (2) O controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores implicou em uma forte redução dos retornos sobre ORU e, na maioria das especificações, eliminou a significância estatística destes retornos.
- (3) Trabalhadores jovens e sobre-educados apresentam uma grande probabilidade de obtenção de retornos (taxa de crescimento de salários) acima da média quando comparados com seus pares sub-educados e com educação compatível às suas funções.

Mencionou-se neste trabalho a necessidade de que futuras pesquisas venham a explorar tais questões utilizando amostras longitudinais com maior disponibilidade de períodos de tempo. Tais trabalhos apresentariam maior robustez ao analisar o impacto do controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores sobre os retornos sobre

ORU e verificariam até que ponto do tempo os investimentos em *overeducation* apresentam probabilidades de retornos acima da média.

Bibliografia

Bauer, T. (2002) “Educational Mismatch and Wages: A Panel Analysis”, Economics of Education Review, 21, 221-229.

Buchel, F e Mertens, A. (2000) “Overeducation, Undereducation, and the Theory of Career Mobility”, IZA Discussion Papers nº 195 (forthcoming Applied Economics).

Duncan, G. e Hoffman, S. (1981) “The Incidence and Wage Effects of Overeducation”, Economics of Education Review, 1, 75-86.

Gautier, P.; van den Berg, G.; van Ours, J. e Ridder, G. (2002) “Workers Turnover at the Firm Level and Crowding Out of Lower Educated Workers”, European Economics Review, 46, 523-538.

Groot, W. e Maassen van den Brink, H. (2000) “Overeducation in Labor Market: A Meta-Analysis”, Economics of Education Review, 19, 149-158.

Hartog, J. (2000) “Over-education and earnings: where are we, where should we go”, Economics of Education Review, 19, 131-147.

Groeneveld, S. e Hartog, J. (2004) “Overeducation, Wages and Promotions within the Firm”, Labour Economics, 11, 701-714.

Kiker, B.; Santos, M. e Oliveira, M. (1997) “Overeducation and Undereducation: Evidence from Portugal”, Economics of Education Review, 16, 111-125

Martins, P. e Esteves, L. (2007) “Job-Schooling Mismatches and Wages in Brazil” mimeo, Queen Mary College, University of London.

Robst, J. (1995) “Career Mobility, Job Match, and Overeducation”, Eastern Economic Journal, 21, 539-550.

Santos, A. (2002) “Overeducation no Mercado de Trabalho Brasileiro”, Revista Brasileira de Economia de Empresas, 2 (2).

Sicherman, N. (1991) “Overeducation in the Labor Market”, Journal of Labor Economics, 9, 101-122.

Verdugo, R. e Verdugo, N. (1989) “The Impact of Surplus Schooling on Earnings”, Journal of Human Resources, 24, 629-643.

Tabela I
Estatísticas Descritivas, ano 1996.

Variáveis	Todos	Homens	Mulheres
Ln(salário horário)	1,55 (0,65)	1,55 (0,65)	1,50 (0,56)
Escolaridade (anos)	7,93 (4,02)	7,56 (3,90)	11,31 (3,55)
Tempo de Emprego (meses)	86,86 (80,53)	89,02 (81,72)	67,21 (65,76)
Idade (anos)	33,50 (9,21)	33,76 (9,40)	31,10 (6,80)
Homens %	0,90 (0,30)	-	-
Educação Requerida (anos)	7,93 (2,99)	7,61 (2,84)	10,83 (2,74)
Overeducation %	0,14 (0,34)	0,13 (0,34)	0,17 (0,38)
Undereducation %	0,13 (0,34)	0,14 (0,34)	0,09 (0,30)
Overeducation (anos)	0,22 (0,68)	0,22 (0,69)	0,22 (0,63)
Undereducation (anos)	0,21 (0,67)	0,21 (0,65)	0,19 (0,90)
Observações	5895	5310	585

Notas: (1) Desvio padrão entre parênteses abaixo das médias; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA.

Tabela II
Estatísticas Descritivas, ano 1997.

Variáveis	Todos	Homens	Mulheres
Ln(salário horário)	1,62 (0,69)	1,62 (0,70)	1,60 (0,60)
Escolaridade (anos)	7,98 (3,96)	7,66 (3,86)	11,07 (3,61)
Tempo de Emprego (meses)	89,17 (82,67)	90,96 (83,95)	71,88 (66,70)
Idade (anos)	33,73 (9,35)	33,92 (9,53)	31,84 (7,06)
Homens %	0,90 (0,29)	-	-
Educação Requerida (anos)	7,98 (2,87)	7,71 (2,75)	10,59 (2,62)
Overeducation %	0,15 (0,36)	0,15 (0,35)	0,19 (0,39)
Undereducation %	0,16 (0,37)	0,17 (0,37)	0,09 (0,28)
Overeducation (anos)	0,21 (0,67)	0,21 (0,67)	0,22 (0,61)
Undereducation (anos)	0,21 (0,72)	0,21 (0,68)	0,22 (1,01)
Observações	5362	4860	502

Notas: (1) Desvio padrão entre parênteses abaixo das médias; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA.

Tabela III
Estatísticas Descritivas, ano 1998.

Variáveis	Todos	Homens	Mulheres
Ln(salário horário)	1,63 (0,69)	1,62 (0,70)	1,68 (0,57)
Escolaridade (anos)	8,08 (3,89)	7,77 (3,79)	11,19 (3,45)
Tempo de Emprego (meses)	92,05 (83,76)	93,24 (84,93)	79,80 (69,50)
Idade (anos)	33,84 (9,31)	33,97 (9,47)	32,46 (7,27)
Homens %	0,91 (0,28)	-	-
Educação Requerida (anos)	8,08 (2,79)	7,82 (2,69)	10,68 (2,49)
Overeducation %	0,15 (0,35)	0,14 (0,35)	0,19 (0,39)
Undereducation %	0,15 (0,35)	0,16 (0,37)	0,10 (0,30)
Overeducation (anos)	0,21 (0,65)	0,20 (0,65)	0,23 (0,63)
Undereducation (anos)	0,22 (0,73)	0,22 (0,71)	0,20 (0,93)
Observações	5035	4590	445

Notas: (1) Desvio padrão entre parênteses abaixo das médias; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA.

Tabela IV
Retornos sobre ORU (over, required e undereducation),
Variável Dependente=ln(salário horário)

Variáveis	Ano 1996		Ano 1997		Ano 1998	
Escolaridade (anos)	0,10 (0,001)		0,11 (0,002)		0,12 (0,002)	
Educação Requerida (anos)		0,12 (0,002)		0,13 (0,002)		0,14 (0,002)
Overeducation (anos)		0,11 (0,009)		0,10 (0,011)		0,11 (0,010)
Undereducation (anos)		-0,07 (0,011)		-0,04 (0,011)		-0,05 (0,011)
Overeducation (dummy)	-0,27 (0,016)		-0,31 (0,017)		-0,34 (0,016)	
Undereducation (dummy)	0,24 (0,019)		0,30 (0,019)		0,33 (0,020)	
Tempo de Emprego (meses)	0,005 (0,0002)	0,005 (0,0002)	0,006 (0,0002)	0,006 (0,0002)	0,006 (0,0002)	0,006 (0,0002)
Idade (anos)	0,10 (0,005)	0,10 (0,005)	0,09 (0,005)	0,09 (0,005)	0,09 (0,005)	0,09 (0,005)
Gênero (Homens =1)	0,35 (0,019)	0,40 (0,018)	0,31 (0,023)	0,36 (0,021)	0,29 (0,022)	0,36 (0,021)
Observações	5866	5866	5333	5333	5009	5009

Notas: (1) Erros padrão robustos entre parênteses abaixo dos coeficientes; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA; (3) Outros controles omitidos na tabela: (Idade)² e (tempo de emprego)²; (4) todas as regressões incluem uma constante.

Tabela V
Retornos sobre ORU (over, required e undereducation)
Efeitos Fixos Trabalhadores, Variável Dependente=ln(salário horário)

Variáveis	VV	DH
Escolaridade (anos)	-0,007 ^{NS} (0,008)	
Educação Requerida (anos)		-0,002 ^{NS} (0,003)
Overeducation (anos)		0,007 ^{NS} (0,007)
Undereducation (anos)		0,0005 ^{NS} (0,009)
Overeducation (dummy)	0,013 ^{NS} (0,010)	
Undereducation (dummy)	0,043 (0,010)	
Tempo de Emprego (meses)	0,001 (0,0002)	0,001 (0,0002)
Idade (anos)	0,18 (0,007)	0,18 (0,007)
Dummies Ano	Sim	Sim
Observações	16208	16208

Notas: (1) Erros padrão entre parênteses abaixo dos coeficientes; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA; (3) Outros controles omitidos na tabela: (Idade)² e (tempo de emprego)²; (4) todas as regressões incluem uma constante.

Tabela VI
Crescimento Relativo dos Salários, Regressão Logística
Variável Dependente=Crescimento Relativo dos Salários (dummy CRS)

Variáveis	CRS 97-96		CRS 98-97		CRS 98-96	
Escolaridade (anos)	-0,06 (0,01)		-0,01 ^{NS} (0,01)		0,0004 ^{NS} (0,015)	
Educação Requerida (anos)		-0,07 (0,01)		0,02 ^{NS} (0,02)		0,01 ^{NS} (0,018)
Overeducation (anos)	1,32 (0,41)	1,24 (0,42)	1,03 (0,50)	1,03 (0,50)	1,31 (0,46)	1,32 (0,47)
Undereducation (anos)	-0,75 (0,32)	-0,52 (0,31)	-0,35 ^{NS} (0,29)	-0,33 ^{NS} (0,29)	0,28 ^{NS} (0,30)	0,27 ^{NS} (0,30)
Tempo de Emprego (meses)	-0,002 (0,0008)	-0,002 (0,0008)	-0,006 (0,001)	-0,006 (0,001)	-0,006 (0,001)	-0,006 (0,001)
Idade (anos)	-0,006 ^{NS} (0,007)	-0,003 ^{NS} (0,007)	-0,04 (0,009)	-0,04 (0,009)	-0,04 (0,008)	-0,04 (0,008)
Idade*Overeducation (anos)	-0,04 (0,01)	-0,04 (0,01)	-0,04 (0,02)	-0,04 (0,02)	-0,05 (0,017)	-0,05 (0,017)
Idade*Undereducation (anos)	0,01 (0,007)	0,01 (0,007)	0,01 ^{NS} (0,008)	0,01 ^{NS} (0,008)	-0,003 ^{NS} (0,008)	-0,003 ^{NS} (0,008)
Gênero (Homens =1)	1,11 (0,25)	1,11 (0,25)	0,64 (0,22)	0,69 (0,22)	0,76 (0,21)	0,80 (0,21)
Observações	4669	4669	4430	4430	3907	3907

Notas: (1) Erros padrão robustos entre parênteses abaixo dos coeficientes; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA; (3) todas as regressões incluem uma constante.